

城市服务业动态外部性及其空间效应^{*}

姚永玲 赵霄伟

内容提要:采用中国地级以上城市数据,通过空间计量分析方法,本文在空间结构设定中充分考虑距离、城市规模等级及城市间规模对比关系而产生的空间相互作用,验证了动态外部性及其城市空间关系对中国城市服务业产生的聚集效应。研究发现,服务业的聚集效应主要由多样化来实现;在落后城市追赶发达城市过程中,现代服务业所起的作用比传统服务业更大;现代服务业对邻近城市有较大影响,且随着规模扩大和中心城市地位的增强,以乘数效应的方式进行传递。该结论意味着,发展现代服务业是实现区域城市化和同城化的重要选择。

关键词:服务业 多样化 专业化 城市规模

作者简介:姚永玲,中国人民大学经济学院区域与城市经济研究所副教授,100872;

赵霄伟,中国人民大学经济学院区域与城市经济研究所博士生,100872。

中图分类号:F293.35 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2012)01-0101-08

一、引言

随着我国城市化的快速推进,服务业在城市经济中所占份额急剧增加,地级以上城市服务业就业比重由1997年的26.4%上升到2007年51.1%,年平均增速为6.19%。未来中国经济发展的机遇和挑战在于服务业(华而诚,2001)。事实上,在城市经济作为全国经济重要组成部分的情况下,城市服务业在全国服务业中的比重已经超过95%,可以说,城市服务业代表了全国服务业的发展水平。与此同时,城市服务业已成为集聚程度最高的产业,相对制造业而言,服务业更依赖本地市场容量,具有更强的空间集聚效应(Illeris等,1993;洪银兴,2003)。其中,外部性是服务业聚集效应的重要源泉。新经济地理聚集效应实例中,地方化表现最突出的是服务业而不是制造业。随着信息技术的普及和新经济的出现,服务业更注重从创新环境中获得知识,加之很多知识溢出需要通过经验积累和传授,使服务业更强调知识相互作用的历史和共享关系的溢出方式。加之城市在人力资本、基础设施和人口规模与密度等方面的优势,使得服务业在城市更能形成规模经济。因此,服务业动态外部性是现代城市经济的重要体现。

二、文献述评

随着信息交换的便捷性,知识积累的作用和部门之间共享知识溢出而产生的聚集效应越来越明显,动态外部性研究也日益受到重视。与服务业外部动态性相关的研究主要表现在两个方面,一是对聚集外部性来源的判断,另一类是对服务业聚集特征的研究。

对聚集来源判断的研究,主要集中在地方化和城市化对外部聚集性贡献的讨论。针对三种公认的聚集效应(即Jacobs, Porter和MAR效应),目前的研究主要集中在制造业领域。除了Jaffe

^{*} 基金项目:国家自然科学基金“城市空间扁平分异研究——基于北京市的实证分析”(编号:41071111);北京市自然科学基金“北京文化创意产业集聚区‘共识决策’利益关系研究”(编号:9102012);中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目(编号:10XNJ007);中国人民大学研究生科学研究基金项目(编号:11XNH048)。

和 Trajtenberg 等以外, Glaeser(1992)等采用美国 170 个城市 33 年间(1956—1987 年)6 个最大产业(包括制造业和个别服务业)从业人数的增长数据考察动态外部性对区域经济的作用。研究结果表明,这些行业的 Jacobs 动态外部性和 Porter 动态外部性比 MAR 效应更为明显。这也意味着,知识外溢主要源于产业与产业之间,而非主要源于同一产业内部。Henderson(1995)等人的研究表明,随着知识密集程度的增加,多样性溢出对聚集的贡献日益显现。服务业是否也存在传统与现代行业的差异呢?孔善右(2010)利用面板数据分析了我国省级生产性服务业的外部性特征,结果发现生产性服务业自身动态外部影响效果总体上并没有对其进一步发展形成显著的促进作用。其中,多样化和专业化外部经济影响作用都显著为负,而竞争外部性作用则不确定。按照服务业的聚集特征,这个结论显然不具有说服力。其原因在于,城市是服务业的主要场所,城市规模不同、特点各异,服务业的聚集效应完全不同;而省级区域将全省各种城市 and 不同地区都看作均质区域,掩盖了服务业聚集的核心特点。因此,服务业聚集的多样性和专业性更值得研究,尤其是城市服务业内部不同行业之间表现出的差异,是深刻认识服务业聚集特征的重要依据。尽管对服务业进行分类讨论比制造业难度大,但却不能忽视。

在服务业聚集特征的研究中,尽管服务业的聚集性比制造业强,但关于服务业外部性聚集的文献,是随着现代服务业高速增长和新经济的出现,Scott(1988)提出了“服务业集聚”的概念后,研究主题才进一步明确。克鲁格曼特别强调了地方化范例是建立在服务业而不是制造业基础之上。Kolko(2007)在比较了美国各行业的集中度后发现,集中度最高的是服务业。同时, Martin(2005)、Deismet 和 Fafchamps(2006)通过实际统计数据发现美国马萨诸塞州福克县和英国伦敦的服务业比制造业集中度高的现象。王朝阳、何德旭(2008)在介绍英国金融服务业的发展水平和地理分布时,利用相关统计数据归纳了其明显的集群发展模式,认为大量金融机构和资源聚集是伦敦成为全球金融中心的主要原因之一。对我国服务业聚集性的研究,目前主要表现在证明服务业比制造业有更高聚集性基础上,对服务业不同行业聚集程度进行的辨识。阎小培等通过考察美国波士顿和中国广州的服务业分布,进一步证明了服务业具有较高空间集聚性的特征(阎小培、姚一民,1997)。程大中、陈福炯(2005)在构造产业相对密集度指标的基础上,讨论了中国服务业聚集及其分部门的相对密集程度与部门差异,认为除房地产业外,这种相对密集度对其他服务业自身劳动生产率都有显著的正面影响。胡霞(2009)利用 2005 年中国地级以上城市的截面数据,采用熵指数测度了中国城市服务业及其各行业的集中度,结果表明服务业的集聚度明显高于工业,并且这种趋势在进一步增强。商业化程度越高的服务行业集聚程度越高,而公益化程度越高的服务行业集聚程度越低。

可以看出,这些研究中忽略了两个重要内容。一是都试图说明不同类型服务业的聚集程度,但结论却没有一致性。这主要是由于服务业包括的内容广泛、类型多样,仅三级分类数目就是制造业的数倍,既有生产性、又有生活性,既有传统服务业、也有现代服务业,既有成熟型、又有新兴行业,各行业差异巨大。研究中强调生产性服务业却并不明确生产性服务业在统计口径上包括哪些类型;指出知识型服务业多样性溢出的重要性,但知识型服务业的所属尚存争议。因此,在不充分界定服务业行业分类的前提下,研究不同行业的聚集特征失去了可靠的前提。二是忽略了城市在通过聚集作用吸引人口和产业时,与腹地 and 周围城市的空间关系。由于服务业聚集性对城市有很强的依赖性;尤其是当服务业和制造业在空间上发生分离,当播种和收割异地进行时,城市之间的相互依赖性增强(Diego Puga,2009)。正是由于服务业对生产服务和生活服务的双重性,使其更容易受城市规模等因素的影响;同时,由于城市所处空间的特殊性,其聚集性必然受到来自周围其他城市的影响,它们在很大程度上决定了服务业的聚集特征,城市规模及其与其他城市的空间对比关系是不能忽视的因素。

本文采用中国地级以上城市 1997 和 2007 年的统计数据,通过空间计量分析方法,验证动态外部性对中国城市服务业产生的聚集效应,并在明确界定服务业内部分类的基础上,加入空间影响要

素,进一步解释服务业不同行业专业化与多样化的外部性及其空间效应。其特点在于:一是从动态演化的角度体现多样化和专业化聚集效应中知识累积的一系列相互作用及其被浇灌、培养和共享的长期关系;二是在进一步明确界定服务业内部分类基础上对不同行业的外部动态性进行综合比较,发现不同行业聚集效应的特点,以增强对服务业研究的针对性;三是在利用空间计量分析过程中,充分考虑距离和城市规模等级及其城市间规模对比关系的影响,突破了通常空间计量模型构造中简单空间关系的“0”或“1”二元毗邻方法的结构设定,并与空间收敛相结合,赋予了空间模型复杂的结构关系。

三、空间计量方法与模型

(一)空间计量方法

空间计量分析是建立在截面空间计量经典模型基础上的分析方法。截面空间计量经典模型根据设定时对空间体现方式的不同,而分为截面空间自回归模型(SAR)和空间残差自回归模型(SEM),来体现空间依赖性(Anselin,1988,2001),分别表示为:

$$Y = \rho W_y + X\beta + \epsilon, \quad Y = X\beta + \epsilon, \quad \epsilon = \lambda W\epsilon + u$$

其中, Y 为因变量(或被解释变量); X 为 $n \times k$ 的外生解释变量矩阵; ρ 为空间回归系数,它反映了空间单元之间的相互关系,也就是说相邻空间单元对本空间单元的影响程度(该影响程度为矢量,具有一定的方向性); W 为 $n \times n$ 的空间权值矩阵, W_y 为空间权值矩阵 W 的空间滞后因变量; ϵ 为随机误差向量, u 为正态分布的随机误差向量。参数 β 主要反映了自变量 X 对因变量 Y 的影响,空间滞后因变量 W_y 是一内生变量,反映了空间距离对各空间单元之间的作用。

(二)计量模型设定

借鉴 Glaser 等(1992)和 Henderson(1995)提出的空间计量理论模型设定,根据上述样本和数据条件,本文模型设定考虑的因素主要有:第一,使用 2007 年中国服务业的从业人员作为历史性和现在的城市就业增长状况的函数。第二,在考虑从业人员规模长期效应 N_{it} 的基础上,引入从业人员规模的集中度 CON_{it} ,它直接表现为 MAR 效应;最后,加入城市多样性指数 DIV_{it} ,它能够表现城市产业间的溢出效应。与此同时,加入空间矩阵权值作为考察相邻地区服务业发展对本地区服务业的影响方向和程度,从而建立相邻城市服务业的溢出效应模型。经过引入这些变量和数学推导变换后,得到的空间计量模型如下,而且经过对多种函数形式的测试,回归系数的符号始终一致。

$$\begin{aligned} \ln N_{s,2007} &= \rho W_n + \beta_1 \ln(CON_{s,1997}) + \beta_2 \ln(DIV_{s,1997}) + \beta_3 \ln(N_{s,1997}) + \beta_4 \ln(Wage_{s,2007}) \\ \ln N_{s,2007} &= \beta_0 + \beta_1 \ln(CON_{s,1997}) + \beta_2 \ln(DIV_{s,1997}) + \beta_3 \ln(N_{s,1997}) + \beta_4 \ln(Wage_{s,2007}) + W\mu \end{aligned}$$

式中, $N_{s,2007}$ 表示 2007 年 C 城市 S 行业的从业人员量, $CON_{s,1997}$ 为 1997 年 C 城市 S 行业专业化指数, $DIV_{s,1997}$ 为 1997 年 C 城市 S 行业多样化指数。在此基础上,加入劳动力市场作为控制变量,采用 $Wage_{s,2007}$ 表示 2007 年 C 城市 S 行业的工资水平。 W 为空间权值矩阵, $W\mu$ 反映样本观测值中,随机扰动误差项中的空间依赖作用,即相邻城市关于服务业从业人员的误差冲击对本城市服务业从业人员的影响程度。

(三)空间结构设定

空间结构是通过空间权值矩阵体现的。空间权值矩阵有很多种选取方法,并且通常都已经进行了标准化(Anselin,1988;吴玉鸣,2006)。根据本文研究的需要和对城市经济中聚集概念的理解,城市聚集的本质在于城市通过中心对外围的作用吸引周边要素,其聚集程度受城市规模、空间距离及城市之间规模对比关系的共同影响,我们选取了两种空间矩阵,分别为空间距离矩阵和城市规模等级矩阵。在空间距离矩阵中,惯常使用的相邻或非相邻赋值仅能解释临域问题而不能构造多个非相邻区域单元组成的复杂空间结构,因此我们并没有采用通常的二元比邻矩阵法,而是通过获取经纬度坐标数据,采用欧氏距离计算方法,计算两个城市(质点)之间的距离而获得空间权值矩阵。在经济结构矩阵中,我们在借鉴林光平等(2006)构造方法思想的基础上,结合城市经济学特

点,通过对城市规模分等级构造城市等级空间距离矩阵 W^* ,设定为:

$$W^* = W_{ij}(D) \times Size_{ij} \times Rank_i$$

其中, $W_{ij}(D)$ 为空间距离权值矩阵; $Size_{ij}$ 表示城市规模, $POP_{i(j)}$ 表示 2007 年第 $i(j)$ 个城市人口总数。如果 $POP_{i(j)} > POP_{j(i)}$, 且 $i \neq j$, 表示两个城市相邻, 第 i 个城市人口规模大于第 j 个城市人口, 则采用 $Size_{ij} = 1 / (POP_i / POP_j)$; 反之, 则 $Size_{ij} = 1 / (POP_j / POP_i)$ 。 $Rank_i$ 表示第 i 个城市等级的赋值, 我们按照城市位序—规模的原理, 结合中国实际情况, 将地级市以上城市等级分成超大城市、特大城市、大城市、中等城市、小城市五个等级, 依次赋值为 1.0、0.8、0.6、0.4 和 0.2。划分依据为: 400 万人口以上为超大城市, 200 万~400 万人口为特大城市, 100 万~200 万人口为大城市, 50 万~100 万为中等城市, 50 万以下为小城市。

城市等级空间权值矩阵同时考虑城市间经济与地理上的相关性, 将同样相邻城市间的差异通过城市等级权重进行了区别, 避免了仅仅使用地理空间权值矩阵时所遇到的问题。城市等级空间距离矩阵说明两地城市等级越接近, 其空间影响越大; 并且能够有效区分不同等级城市服务业从业人员的差异性与空间扩散的影响力。使用城市等级空间权重矩阵时, 仍需要将其进行标准化, 使得权重矩阵中每行的和为 1。

四、行业界定与指标计算

从目前对制造业外部性研究可知, 聚集专业化和多样化在行业方面的差异主要表现在知识含量不同的行业之间, 根据服务业的划分标准(姚永玲、陈卓咏, 2008), 我们选定 6 个服务业行业分别代表传统服务业和现代服务业。其中, 传统服务业为交通运输、仓储邮政业和批发零售贸易业, 代表知识含量低的低端服务业; 现代服务业为金融业、房地产业、科学研究和综合技术服务业、公共管理和社会组织服务业, 代表知识含量高的高端服务业。

由于城市化的快速推进, 在过去的 10 年中, 中国地级市以上城市个数由 1997 年的 224 个增加到 2007 年的 287 个; 新行业不断出现, 行业数据也存在一定偏差。因此, 以“城市—行业”为分析维度时, 需要对样本量进行一致性筛选。本文以 1997 年的城市行政区划为标准, 取消西藏和云南省东川等数据缺失的城市, 故本次研究对象的城市样本量是 210 个地级及以上城市。在行业数据方面, 房地产业由于 1997 年缺少克拉玛依就业量数据, 故删除了该样本; 这个情况同样发生在科学研究技术综合服务业中, 缺少 1997 年嘉峪关的从业人员数据, 故采用同样处理方法。除了房地产与科学研究技术综合服务业外, 其他行业的城市样本量不变。从而这两个行业的城市样本变为 209 个。为了保证数据的平稳性及消除异方差性, 本文对数据全部取对数。在此基础上, 专业化指数和多样化指数的计算公式分别为:

$$CON_{sc_{io}} = Nsc_{io} / Nc_{io}, \quad DIV_{s, 1997} = 1 / \left(\sum_{s \neq s'} \frac{N_{s, 1997}}{N_{s', 1997}} \right)^2$$

关于城市工资水平 $Wage_{s, 2007}$ 的计算, 由于受到数据可得性的限制, 用各城市工资总额占各省工资总额的比重作为系数, 对行业工资水平进行了估算。

五、实证结果与分析

本文所涉及到的空间矩阵计算, 主要用 Anselin (1993, 2003) 研制开发的空问统计分析软件 GeoDa095 来完成。首先, 生成地理空间矩阵和城市规模等级空间矩阵; 其次, 在确定城市之间空间效应的基础上, 按照各城市的规模等级及其对比关系对空间矩阵进行权重赋值; 最后, 再利用该软件进行检验和回归计算。在回归之前需要采用 Moran's I 指数进行空间相关性检验(结果见表 1)。

根据表 1 计算出的 Moran's I, LMlag 和 LMerror 结果, 由于无法拒绝“不存在自回归(SAR)模型”和“不存在残差自回归(SEM)模型”的原假设, 于是将模型设定为残差自回归(SEM)模型。根据空间模型的选择与设定检验, 我们对批发零售贸易业、金融业、科学研究和综合技术服务业、公

共管理和社会组织四个行业采用空间残差自回归(SEM)模型,并采用 ML 估计方法;而交通运输、仓储邮政和房地产业采用简单回归估计。符合要求的结果见表 2。

表 1 1997-2007 年城市服务业就业人员规模增长的动态外部性计量回归结果

变量	地理结构空间矩阵 W			城市等级空间距离矩阵 W*		
	Moran I	LM _{log}	LM _{error}	Moran I	LM _{log}	LM _{error}
Trans	1.2034 (0.2288)	2.1924 (0.1387)	0.7720 (0.3795)	1.2034 (0.2288)	2.1924 (0.1386)	0.7720 (0.3795)
Retail	2.4291 (0.0151)	0.2171 (0.6412)	3.8057 (0.051)	2.4229 (0.015)	0.2171 (0.6412)	3.8058 (0.0510)
Fina	3.5892 (0.0000)	2.8128 (0.0935)	8.5787 (0.003)	3.5892 (0.0000)	2.8128 (0.0900)	8.5701 (0.0030)
Real	0.8311 (0.4059)	1.0140 (0.3139)	0.3103 (0.5770)	0.8311 (0.4050)	1.0141 (0.3139)	0.3102 (0.5775)
R&D	2.5694 (0.0101)	0.5795 (0.4465)	4.3446 (0.0037)	2.5691 (0.0000)	0.5795 (0.4465)	4.3440 (0.0345)
SPA	4.5807 (0.0000)	2.4795 (0.1153)	14.4413 (0.0000)	4.5801 (0.0001)	2.4795 (0.1153)	14.4413 (0.0000)

注:括号内为 P 值。Trans 代表交通运输、仓储和邮政业, Retail 代表批发零售贸易业, Fina 代表金融业, Real 代表房地产业, R&D 代表科学研究和综合技术服务业, SPA 代表公共管理和社会组织服务业。下同。

表 2 1997-2007 年城市服务业就业增长的动态外部性空间计量回归结果

模型设定	传统服务业			现代服务业		
	OLS	SEM	SEM	OLS	SEM	SEM
变量	Ln(Trans)	Ln(Retail)	Ln(Fina)	Ln(Real)	Ln(R&D)	Ln(SPA)
CONS	-6.4019 (-5.74*)	-1.9070 (-6.31**)	-0.5896 (-2.59**)	0.2654 (0.58)	-0.8789 (-5.61*)	-0.1581 (-1.23)
Ln(N _{sc,1997})	0.5371 (9.36*)	0.4548 (6.91*)	0.6404 (16.08**)	0.5663 (6.56**)	0.5673 (9.031*)	0.7168 (28.94*)
Ln(CON _{sc,1997})	0.1441 (1.35)	0.1477 (1.41)	0.0121 (0.22)	0.72395 (2.53***)	0.0954 (0.925)	-0.0539 (-1.41)
Ln(DIV _{sc,1997})	0.3035 (4.21*)	0.2934 (4.12*)	0.0855 (2.09***)	0.3351 (4.77*)	0.1104 (1.70***)	0.0322 (1.25)
Ln(Wagesc,2007)	0.6243 (11.44*)	0.5940 (10.74*)	0.3911 (12.74*)	0.5799 (8.58*)	0.4989 (5.76*)	0.2193 (9.74*)
λ		0.1261 (1.57)	0.1882 (2.42*)		0.1342 (1.67***)	0.2317 (3.06*)
Adj. R ²	0.7974	0.7698	-0.0017	0.7373	0.8256	0.9327
MLE		142.5793			138.5349	69.7672
Brensch-Pagan test		31.7737 (0.0000)	10.5023 (0.0000)		25.9024 (0.0000)	28.1928 (0.058)
LR test		3.6832 (0.0054)	8.4928 (0.0000)		4.1950 (0.0435)	4.1950 (0.0435)
N	210	210	210	209	209	210

注: *、**和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上拒绝原假设。括号内为 t 值。

表 2 显示,传统和现代服务业在聚集动态外部性及其空间效应方面有明显差异。

(一)传统服务业

第一,传统服务业过去集中度对现在从业人员具有正向关系,与预期符号一致。但是,估算结

果在统计意义上不显著,这说明传统服务业的专业化水平对从业人员规模增长拉动作用不明显,也说明 MAR 效应不存在。

第二,传统服务业过去的多样化指数对于目前从业人员具有正向作用,与预期符号一致。回归系数表明,过去传统服务业的多样化指数每增长 1%,现有行业的从业人员增长 0.3%。这个结果也显示,传统服务业企业可以从城市中其他服务业的多样性中获得好处,同时也证明,传统服务业也存在 Jacobs 效应。

第三,从行业自身从业人员的初始值分析来看,回归系数在 0.5 左右,计算出有条件 β 趋同率为 6.93%。结果表明:在其他条件相同情况下,这个变量对地区服务业从业人员规模增长具有正向作用,落后城市以 6.93% 追赶发达城市,服务业从业人员规模表现出了地区趋同。

第四,城市间交通运输、仓储和邮政业就业不存在空间聚集效应,而批发零售贸易业表现为以城市等级为空间结构的空間相关性,并且这一相关性表现为空间残差自回归结构。估算结果显示:空间残差自回归系数为正,但是在 10% 显著性水平下,无法拒绝原假设,这说明批发零售贸易业受相邻城市的冲击程度较弱。

(二)现代服务业

上述回归结果对现代服务业空间聚集的意义在于:

第一,现代服务业过去的多样化指数对现在的从业人员均具有正向作用。回归系数表明:除了公共管理和社会组织外,其他三个行业,过去行业的多样化指数每增长 1%,现有现代服务业的从业人员增长 0.1%~0.3%。其中, Jacobs 效应最大的行业为房地产业。

第二,现代服务业均存在有条件 β 趋同现象。回归系数在 0.56~0.72 之间,这意味着 β 趋同率在 8.2%~12.73%,说明现代服务业中落后城市在以每年 10% 左右的速度追赶发达城市。

第三,城市间房地产从业人员规模不存在空间聚集效应,而金融业、科学研究和综合技术服务业、公共管理和社会组织服务业表现为以城市等级为结构特征的空间相关性,并且这一相关性均表现为空间残差自回归结构。估算结果显示:空间残差自回归系数为正,在 10% 显著性水平下,拒绝原假设。这说明城市间现代服务业受相邻城市从业人员的误差冲击能力越强,对于本城市的从业人员增长速度具有明显的正向影响。从空间残差自回归的结构中也可以看出,空间结构具有一定的乘数效应。即某一个城市所发生的服务业从业人员所具有的正向影响因素,会通过空间矩阵结构,以乘数效应的形式向周边临近城市传递。估算结果显示:公共管理和社会组织服务业的乘数效应最大,金融业次之,科学研究和综合技术服务业最小。

第四,从空间矩阵的构造来分析金融业、科学研究和综合技术服务业、公共管理和社会组织服务业,结果显示,这些行业的空间效应不仅仅通过地理上的临近结构来实现,更多表现为城市等级结构的方式。并且,这一城市等级空间结构表现为随着中心城市级别的提高,辐射效应随之增高,并且它们对相邻城市空间相互影响的作用相对更强,本城市与其他城市之间规模对比关系对城市服务业的聚集效应也产生深刻影响,而且以现代服务业的多样化影响较为明显。

另外,还发现一个有趣的现象,只有房地产业过去的集中度对现在从业人员具有强烈的正向关系;其他现代服务业专业化效应都不明显。回归系数表明,过去房地产业的集中度每增长 1%,现在该行业从业人员规模增长 0.72% 左右。这与技术含量高的制造业有很大不同。

六、主要结论与政策含义

通过动态外部性分析可以看出,无论是传统还是现代服务业,多样化对聚集效应都做出了显著贡献,而专业化效应对多数服务业从业人员规模的贡献都不显著。结果表明,服务业的聚集效应主要由多样化来实现。即,多种经营和多行业并存有利于服务业规模的扩大。因此,服务业的发展需要城市鼓励多种服务业业态并存,并更加注重多个行业之间的相互配合与补充。

城市之间的服务业发展趋同现象明显,且在落后城市对发达城市的追赶过程中,现代服务业所起的作用比传统服务业更大。这在证明“经济趋同与生活水平趋同并行不悖”(胡鞍钢,2009)的同时,也进一步阐明了城市居民生活水平提高过程中,所有城市都倾向于追求现代文明,落后城市对现代服务业的需求比发达城市更迫切。

一个城市传统服务业对周边城市的影响不明显,而现代服务业对邻近城市有较大影响,且随着规模扩大和中心城市地位的增强,以乘数效应的方式进行传递。这验证了传统服务业主要用来满足本地生产和本地居民需要,现代服务业则通过中心城市不断对腹地城市产生辐射,在强化城市中心职能的同时,也为腹地城市提供服务的客观事实。这进一步说明,城市体系的完善需要现代服务业在城市之间的职能分工,发展现代服务业是实现区域城市化和同城化的重要选择。与此同时,完善城市间的公共服务体系,构建城市间金融网络服务,鼓励科学研究为异地服务是首要任务。

参考文献:

1. 程大中、陈福炯:《中国服务业相对密集度及对劳动生产率的影响》,《管理世界》2005年第2期。
2. 迪亚戈:《当播种和收割异地进行:城市相互依赖性增强》,载世界银行:《世界银行发展报告2009:重塑世界经济地理》,清华大学出版社2009年版。
3. 洪银兴:《城市功能意义的城市化及其产业支持》,《经济学家》2003年第2期。
4. 胡鞍钢:《如何重塑中国经济地理》,《世界银行发展报告2009》,清华大学出版社2009年版。
5. 胡霞:《集聚效应对中国城市服务业发展差异影响的实证研究》,《财贸研究》2007年第1期。
6. 华而诚:《论服务业在国民经济发展中的战略地位》,《经济研究》2001年第12期。
7. 孔善右:《动态外部性及其行业发展影响分析》,《南京社会科学》2010年第6期。
8. 林光平、龙志和、吴梅:《中国地区经济 σ 收敛的空间计量实证分析》,《数量经济技术经济研究》2006年第4期。
9. 王朝阳、何德旭:《英国金融服务业的集群式发展经验及启示》,《世界经济》2008年第3期。
10. 吴玉鸣:《中国省域经济增长趋同的空间计量经济分析》,《数量经济技术经济研究》2006年第12期。
11. 阎小培、姚一民:《广州第三产业发展变化及空间分布特征分析》,《经济地理》1997年第1期。
12. 姚永玲、陈卓咏:《服务业分类方案探讨》,《经济管理》2008年第6期。
13. Glaser E. L., H. D. Kallal, J. A. Scheinkman, Growth in Cities. *The Journal of Political Economy*, Vol 12, No 4, April 1992, pp. 1126—1152.
14. Henderson, J. Vernon et al., Industrial Development in Cities. *The Journal of Political Economy*, Vol. 15, No. 10, October 1995, pp. 1067—1090.
15. Illeris, Jean Philippe, Introduction: The Role of Services in Regional Economic Growth. *Service Industries Journal*, Vol 13, No. 2, February 1993, pp. 83—101.
16. Scott A. J., Flexible Production Systems and Regional Development the Rise of New Industrial Spaces in North America and Western Europe. *International Journal of Urban and Regional Research*, Vol 12, No. 2, February 1988, pp. 71—86.

Dynamic Externality of Urban Service Sector and Spatial Effectiveness

YAO Yongling, ZHAO Xiaowei

(School of Economics, Renmin University of China, Beijing, 100872)

Abstract: Urban service has been the most agglomeration industry. Data during 1997—2007 of 209 cities in China and spatial econometric analysis will be employed to do the empirical analysis. The aim of this paper is to test the effectiveness of dynamic externality for agglomerations. While both specialization and diversity will be adopted together to do the dynamic externality analysis. With classification of service industry, spatial factors of distance, urban size and size comparison among cities have been adopted to do the analysis. The results present that agglomeration of service industry was mainly from diversity. The results also allow some conclusions that modern service was more important for lagged city. Agglomeration impacted surrounding cities with multiple-effectiveness as city size increases. The findings also provide an evidence for regional urbanization and twin cities with modern service sector.

Keywords: Service Industry, Diversity, Specialization, City Size

责任编辑:康 邑